

## Un análisis del efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México

J. J. Corral Rivas<sup>1\*</sup>, O. A. Aguirre Calderón<sup>2</sup>, J. Jiménez Pérez<sup>2</sup> y S. Corral Rivas<sup>3</sup>

<sup>1</sup> *Institut für Waldinventur und Waldwachstum. Georg-August-Universität Göttingen.*

*Büsgenweg, 5. D-37077 Göttingen. Germany.*

<sup>2</sup> *Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León.*

*Ctra. Nal., km 145. 67700 Linares Nuevo León. México.*

<sup>3</sup> *Instituto Tecnológico Forestal. Mesa del Tecnológico, s/n. 34950 El Salto (Pueblo Nuevo, Durango). México.*

---

### Resumen

El presente estudio pretende analizar el efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. La finalidad fue conocer si los aprovechamientos forestales modificaron la diversidad de especies, la estructura espacial y la estructura dimensional en este ecosistema forestal. La evaluación fue realizada a través de la comparación estructural de dos parcelas de observación con diferente historial de manejo, mediante el uso de varios índices derivados de las relaciones de vecindad entre los árboles que constituyen un ecosistema. La base para la determinación de tales índices la constituyó el método de muestreo referido aquí como «*muestreo estructural de los cinco árboles*». Los resultados indicaron que el estrato arbóreo de esta comunidad vegetal es denso con más de 1.000 individuos por ha y formado por una mezcla de árboles tropicales y de clima templado de alrededor de 30 diferentes especies que convergen en superficies de aproximadamente media hectárea. El análisis estructural comparativo encontró evidencias significativas que indican que los aprovechamientos forestales disminuyeron la diversidad de especies, modificaron la distribución espacial de los árboles y cambiaron la diferenciación dimensional.

**Palabras clave:** diversidad de especies, estructura espacial, estructura dimensional.

### Abstract

**An analysis of the forest utilization effect on the structural diversity in «El Cielo» cloud forest, Tamaulipas, Mexico**

This study intends to analyze the forest utilization effect on the structural diversity in «El Cielo» cloud forest, Tamaulipas, Mexico. The purpose was to know how the forest utilization modified the species composition, the spatial structure and the dimensional structure in this forest ecosystem. The assessment was done by means of comparing the stand structure of two experimental plots with different historical of management using several indices. These indices are derived from the neighbourhood relations between the trees that constitute an ecosystem. The basis for the calculation of these indices was the sampling method so-called here «*structural group of five trees*». The results indicated that the plant community covering an area of half hectare was a mixture of tropical and template trees of approximately 30 different species with a density larger than 1,000 trees ha<sup>-1</sup>. The comparative structural analysis indicated significant evidence that the forest utilization decreased the species diversity, modified the spatial distribution and changed the dimensional differentiation.

**Key words:** diversity of species, spatial structure, dimensional differentiation.

---

### Introducción

La estructura de un ecosistema es un buen indicador de la biodiversidad del sistema y es fácilmente mo-

dificable a través de la silvicultura (Pretzsch, 1998; Del Río *et al.*, 2003). La caracterización de la diversidad estructural de ecosistemas forestales constituye una condición básica para la toma de decisiones sobre el manejo de sus recursos, tanto en localidades bajo aprovechamiento, como en áreas protegidas, donde pueden observarse procesos de sucesión natural, así

---

\* Autor para la correspondencia: jcorral@gwdg.de

Recibido: 23-01-04; Aceptado: 13-05-05.

como efectos provocados por actividades antropogénicas, por lo que su adecuado conocimiento es necesario para garantizar una gestión sostenible (Albert *et al.*, 1995; Aguirre, *et al.*, 1998).

La estructura de un ecosistema se define básicamente por el tipo, número, ordenamiento espacial y ordenamiento temporal de los elementos que lo constituyen. En este contexto destacan principalmente la diversidad de especies, la diferenciación dimensional y la distribución espacial de los árboles que se encuentran dentro de una determinada masa forestal (Gadow y Hui, 1999). Por lo tanto, una manera adecuada y precisa para describir la diversidad estructural, es caracterizar el estrato arbóreo considerando estos tres importantes componentes (Gadow *et al.*, 2001). Para ello es necesario el empleo de una serie de índices o variables que reflejen estas características en pequeñas superficies o rodales: el *grado de mezcla*, que evalúa la manera en que los árboles de diferentes especies se interrelacionan, la *agregación*, que describe cómo se distribuyen los árboles sobre el terreno analizando sus distancias y el *grado de diferenciación*, que es un índice que cuantifica las diferencias en tamaño de los árboles que conviven dentro del rodal.

Estudios realizados en otros países sobre la diversidad estructural de los rodales han demostrado que la estructura de una masa forestal está relacionada con el hábitat de muchos animales y plantas (Degraaf *et al.*, 1998; Ayyappan y Parthasarathy, 1999; Humphrey *et al.*, 2000; Pande, 2001; Neumann y Starlinger, 2001). En México algunos trabajos presentan metodologías para la evaluación de la estructura de ecosistemas (Aguirre *et al.*, 1998; Vargas, 1999; Quiñonez, 2000; Corral *et al.*, 2002; Aguirre *et al.*, 2003); sin embargo, la mayoría de estos estudios han sido realizados en bosques templados y con énfasis principalmente en aspectos metodológicos sin hacer evaluaciones del efecto que causan los aprovechamientos forestales sobre la diversidad estructural.

Los objetivos de esta investigación fueron por lo tanto: 1) describir la diversidad estructural de dos rodales con diferente historial de manejo del bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México; 2) realizar un análisis que permita conocer el efecto de los aprovechamientos forestales sobre la diversidad de especies, la estructura espacial y la estructura dimensional en este tipo de ecosistema forestal.

## Material y Métodos

### Descripción del área de estudio

El estudio se realizó en el bosque mesófilo de montaña (b.m.m) también conocido como bosque de neblina o selva nublada (Rzedowski, 1978) de la Reserva de la Biosfera «El Cielo», localizado en el Sudoeste del Estado de Tamaulipas, en las estribaciones de la Sierra Madre Oriental conocidas como Sierra de Cucharas y Sierra Chiquita (Figura 1). Comprende gran parte de municipio de Gómez Farías y ciertas extensiones de los municipios de Jaumave y Llera. Está limitada por los paralelos 23° 12' y 23° 03' N, el meridiano 99° 18' y la curva de nivel de 200 msnm al Este (Puig y Bracho, 1987).

Para satisfacer los objetivos planteados en este trabajo, se seleccionaron dos parcelas de muestreo con características ecológicas similares (altitud, exposición, tipo de suelo, etc.) de b.m.m. La parcela P<sub>1</sub> con el menor grado de perturbación posible y una superficie de 3.150 m<sup>2</sup> y la parcela P<sub>2</sub> con 5.100 m<sup>2</sup> de superficie y evidencia de que existieron aprovechamientos forestales realizados aproximadamente 15 años antes de la medición hecha en junio del año 2000. El método silvícola utilizado fue el de cortas selectivas dirigidas principalmente a la especie *Liquidambar styraciflua*, sin embargo otras especies como *Quercus germana* y *Quercus sartorii* también fueron aprovechadas en menor proporción (Serrano, 2001)<sup>1</sup>.

Se obtuvieron las siguientes variables en todos los árboles con  $d_{1,3} \geq 5$  cm dentro de cada una de las par-

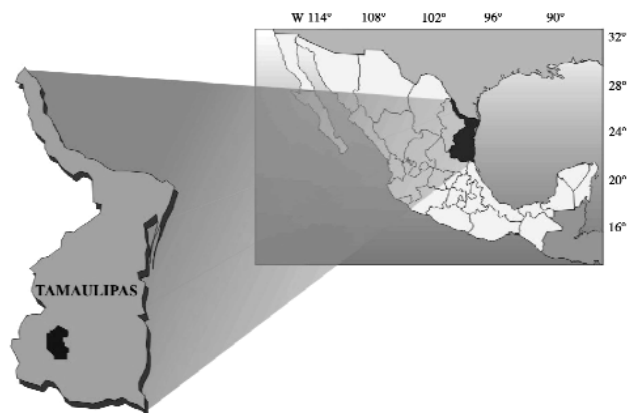


Figura 1. Ubicación geográfica del área de estudio.

<sup>1</sup> Comunicación personal Sr. Fidel Serrano Garay de la Comunidad de Alta Cima.

celas: especie, diámetro a 1,30 m (cm), altura total (m) y la ubicación espacial mediante el uso de coordenadas. A partir de los datos dendrométricos se obtuvo para cada especie: número de árboles por ha, área basal por ha, diámetro medio, altura media (con las medidas de dispersión correspondientes) y el índice de esbeltez o relación h/d.

Las características dasométricas de las especies observadas en cada una de las parcelas de observación del b.m.m. se muestran en las tablas 1 y 2.

### Índices utilizados

Un total de nueve índices desarrollados para la caracterización de la diversidad estructural fueron estimados para cada parcela (Tabla 3). La base para la determinación de tales índices la constituyó un método de muestreo referido en este trabajo como *muestreo estructural de los cinco árboles*<sup>2</sup>. Este sistema de

muestreo fue desarrollado por un grupo de investigadores de la Universidad de Göttingen, Alemania, para evaluar los atributos estructurales (dimensiones, especies y la regularidad de sus posiciones) de los árboles que forman una masa forestal (Gadow, 1993; Fuldner, 1995; Gadow *et al.*, 2001; Aguirre *et al.*, 2003).

Debido a que la superficie de las parcelas es diferente y para evitar el posible efecto sobre la caracterización estructural que implica la variación en el tamaño de las áreas experimentales, un total de 250 *grupos estructurales de cinco árboles* fueron ubicados dentro de cada parcela con el apoyo del simulador de muestreo Walddsim 3.0 desarrollado por Pommerening y Lewandowski (2000). El uso de este programa permitió seleccionar como árboles de referencia sólo aquellos para los cuales los atributos de sus cuatro vecinos más cercanos fueran totalmente conocidos, excluyéndose del análisis los individuos ubicados cerca de los límites las parcelas cuyos árboles adyacentes se encontraban fuera área de interés. Sin embargo, estos

**Tabla 1.** Características dasométricas de la Parcela 1 ubicada en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México

Especie	N/ha		G (m <sup>2</sup> /ha)		Altura (m)		DAP (cm)		h/d
	abs	rel	abs	rel	h	c.v	d <sub>1,3</sub>	c.v	
1. <i>Carya myristicaeformis</i>	10	0,97	0,36	1,3	10,9	49,9	20,3	113,7	0,86
2. <i>Carya ovata</i>	174	17	2,56	9,1	12	56,2	11,9	56,21	1,09
3. <i>Clethra pringlei</i>	12,7	1,24	0,22	0,8	9,42	28,9	13,5	56,89	0,85
4. <i>Quercus xalapensis</i>	76,1	7,42	0,95	3,4	11,4	58,5	11	58,49	0,30
5. <i>Rapaena myricoides</i>	25,4	2,47	0,21	0,8	11,7	37,7	10	28,28	1,19
6. <i>Liquidambar styraciflua</i>	38,1	3,71	0,87	3,1	14,1	40,7	14,4	67,28	1,07
7. <i>Magnolia shiedeana</i>	50,8	4,95	2,62	9,3	13,2	30,8	23,3	48,34	0,66
8. <i>Mirandaceltis monoica</i>	38,1	3,71	0,21	0,8	9,57	35,4	8,08	30,51	1,20
9. <i>Ostrya virginiana</i>	178	17,3	2,40	8,6	10,4	36,1	10,9	68,01	1,10
10. Desconocido 1	6	0,58	0,03	0,1	7,15	2,12	8,5	24,95	0,86
11. <i>Pinus montezumae</i>	10	0,97	1,34	4,8	17,7	10,3	54	28,25	0,44
12. <i>Podocarpus rechei</i>	140	13,6	2,59	9,2	9	44,3	13,3	58,92	0,74
13. <i>Quercus germana</i>	44,4	4,33	3,18	11	15,4	46,2	24,9	71,21	0,76
14. <i>Senecio lanicaulis</i>	6	0,58	0,02	0,1	4,5	31,4	7	20,2	0,67
15. <i>Quercus sartorii</i>	149	14,5	7,50	27	17,8	34,1	22,5	52,57	0,93
16. <i>Ternstroemia sylvatica</i>	25,4	2,47	0,07	0,3	5,42	27,1	6,12	16,18	0,90
17. <i>Tilia houghii</i>	10	0,97	0,82	2,9	15,5	13,9	30	57,83	0,33
18. <i>Zanthoxylon aff. Caribeum</i>	19	1,86	0,21	0,8	11	30,8	15	16,4	0,93
19. Otras**	12,7	1,24	1,65	5,9	12,1	77,3	26,8	133	0,72
Total	1.026	100	28,11	100	12,1	45,7	15	75,2	0,96

\*\* *Acer shutchii*, *Berberis hartwegii*, *Cercis canadensis* y *Nectandra sanguinea*. N: número de árboles. G: área basal. h: altura media. c.v: coeficiente de variación. DAP: diámetro a la altura de 1,30 m. d<sub>1,3</sub>: diámetro promedio. h/d: relación altura diámetro.

<sup>2</sup> El uso de *grupos estructurales de cinco árboles*, ha resultado ser el más adecuado en base a consideraciones prácticas en conexión con métodos de evaluación en el campo (Albert, 1999; Hui y Hu, 2001).

**Tabla 2.** Características dasométricas de la Parcela 2 ubicada el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México

Especie	N/ha		G/ha (m <sup>2</sup> )		Altura (m)		DAP (cm)		h/d
	abs	rel	abs	rel	h	c.v	d <sub>1,3</sub>	CV%	
1. <i>Acer shutchii</i>	6	0,46	0,18	0,47	19	5,75	19,7	22,93	1,02
2. <i>Carya ovata</i>	80	6,16	0,95	2,36	11	47,93	10,1	71,73	1,24
3. <i>Cercis canadensis</i>	4	0,31	0,11	0,29	18	2,31	19	22,33	0,99
4. <i>Clethra pringlei</i>	54	4,16	0,47	1,17	8,4	42,88	8,78	68,16	1,05
5. <i>Quercus xalapensis</i>	24	1,85	1,49	3,68	16	48,86	22,5	78,26	0,9
6. <i>Rapanea myricoides</i>	36	2,77	0,25	0,64	9,8	29,04	8,89	41,18	1,18
7. <i>Liquidambar styraciflua</i>	410	31,59	18,37	45,3	19	36,04	21,1	52,81	1
8. <i>Magnolia shiedeana</i>	8	0,62	0,33	0,83	13	55,89	17	106,2	1,04
9. <i>Mirandaceltis monoica</i>	46	3,54	0,47	1,18	9,6	31,11	9,78	63,01	1,14
10. <i>Nectandra sanguinea</i>	6	0,46	0,03	0,08	9,9	19,14	8,33	18,33	1,21
11. <i>Ostrya virginiana</i>	226	17,41	2,71	6,69	12	31,93	10,8	55,4	1,21
12. <i>Pinus montezumae</i>	24	1,85	3,59	8,87	17	32,88	38,2	58,06	0,57
13. <i>Podocarpus reichei</i>	80	6,16	1,24	3,06	9,1	39,37	11,6	68,7	0,88
14. <i>Quercus germana</i>	36	2,77	0,97	2,39	12	49,2	14,1	87,43	1,11
15. <i>Quercus sartorii</i>	128	9,86	7,30	18,0	18	43,83	22,6	65,82	0,97
16. <i>Senecio lanicaulis</i>	4	0,31	0,01	0,04	8,3	4,285	7	0	1,18
17. <i>Ternstroemia sylvatica</i>	80	6,16	0,26	0,66	6	26,36	6,33	25,67	0,96
18. <i>Zanthoxylon aff. Caribeum</i>	6	0,46	0,11	0,27	11	67,24	14	53,93	0,8
19. <i>Columbrina elliptica</i>	4	0,31	0,02	0,05	7,5	9,42	8	35,36	0,98
20. <i>Eugenia capuli</i>	4	0,31	0,28	0,70	11	36,18	24,5	101	0,73
21. <i>Witheringia mexicana</i>	4	0,31	0,04	0,10	7	20,2	11,5	6,149	0,61
22. <i>Carpinus caroliniana</i>	10	0,77	0,04	0,11	7,4	26,76	7,4	31,11	1,03
23. Desconocido 1	4	0,31	0,04	0,11	8,4	31,98	9	51,52	1,01
24. <i>Prunus serotina</i>	4	0,31	0,03	0,10	13	5,65	11	25,71	1,17
25. Otras**	10	0,77	1,14	2,82	21	31,04	40	56,57	0,56
Total	1.298	100	40,52	100	12	31,01	15,2	50,7	0,98

\*\* *Abies vejari*, *Bernardia interrupta*, *Pinus patula*, *Celtis iguanea* (Jacq.) Sarg y desconocido 2. N: número de árboles. G: área basal. h: altura media. c.v: coeficiente de variación. DAP: diámetro a la altura de 1,30 m. d<sub>1,3</sub>: diámetro promedio. h/d: relación altura diámetro.

elementos ignorados como puntos centrales sirvieron como vecinos de aquellos individuos considerados como árboles de referencia.

Para evaluar si los índices utilizados en este trabajo suponen una diversidad estructural significativamente diferente entre ambas parcelas, la prueba de comparación de medias *t de student* para muestras independientes fue aplicada en aquellos índices en los que fue posible, bajo la metodología descrita por Sokal y Rohlf (1995) considerando un 5% y un 1% de nivel de significación.

#### a) Diversidad de especies

La diversidad de especies es un aspecto muy importante que debe ser considerado dentro del concepto de manejo forestal sostenible. Según Del Río *et al.* (2003), dentro de la estimación de la diversidad estructural deben considerarse dos aspectos: a) la riqueza o variedad

de especies y sus correspondientes proporciones dentro de la masa, y b) el grado de mezcla y la forma en que se distribuyen el espacio que comparten.

#### Índice de Shannon

El índice de Shannon (1949) aumenta con el número de especies y toma mayores valores cuando las proporciones de las distintas especies son similares. Corral *et al.* (2002) en su estudio sobre muestreo de diversidad en estas mismas parcelas encontraron que el área florística mínima de muestreo se encuentra entre 2.400 y 2.500 m<sup>2</sup>. Por lo anterior en este estudio el índice de Shannon fue calculado para el área total de ambas parcelas, ya que el tamaño de ambas áreas experimentales sobrepasa dicha superficie; por lo tanto la estimación de la diversidad de este índice no será afectada por la diferencia el tamaño de dichas parcelas. La comparación de la diversidad de especies en-

**Tabla 3.** Resumen de los índices de diversidad estructural utilizados en este trabajo

Índice o ecuación	Fórmula	Donde:
<b>Diversidad de especies</b>		
Índice de Shannon	$H'_i = -\sum p_i \ln p_i$	$p_i$ = abundancia proporcional de la $i$ -ésima especie.
Índice de mezcla de Gadow	$M_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n m_{ij}$	$m_{ij}$ es una variable binaria discreta que asume el valor de 1 cuando el árbol $j$ es de la misma especie que el árbol de referencia $i$ , y el valor de 0 si es de diferente especie.
<b>Distribución espacial</b>		
Índice de distancias	$D_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n d_{ij}; \quad \bar{D}_i = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N D_i$	$d_{ij}$ = distancias del árbol $i$ -ésimo a su vecino $j$ -ésimo, $n$ = número de vecinos considerados, $\bar{D}_i$ = distancia promedio de la parcela $i$ y $N$ = número de sitios estructurales considerados.
Índice de agregación R de Clark & Evans	$R_i = \frac{\bar{r}_{observada}}{\bar{r}_{esperada}}; \quad \bar{r}_{esperada} = \frac{1}{2\sqrt{\frac{N}{A}}}$	$R_i$ = índice de agregación de la parcela $i$ ; $N$ = número de observaciones; $A$ = superficie en m <sup>2</sup> ; $P$ = perímetro de la parcela $i$ en m <sup>2</sup> .
	Corrección de Donnelly:	
	$\bar{r}_{corregida} = 0,5 * \sqrt{\frac{A}{N}} + 0,015368 * \frac{P}{N} + 0,41 * \left(\frac{P}{N}\right)^{3/2}$	
Índice de uniformidad Gadow $W_i$	$W_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n w_{ij}$	$n$ = es el número de árboles vecinos considerados; $W_{ij}$ = 1 cuando el $j$ -ésimo ángulo $\infty$ entre dos árboles vecinos próximos es menor o igual al ángulo estándar $\infty$ , en caso contrario toma un valor de 0.
<b>Diferenciación dimensional</b>		
Coficiente de Homogeneidad	$H = \frac{\sum Nd_i \%}{\sum Nd_i \% - Gd_i \%}$	$Nd_i\%$ = suma de los porcentajes de número de árboles hasta la categoría diamétrica $i$ ; $Gd_i\%$ = suma de los porcentajes del área basal hasta la categoría diamétrica $i$ .
Índice de diferenciación diamétrica y de altura	$TD(i) = \frac{1}{N} \sum_N \frac{1}{n} \sum_n \left(1 - \frac{d \min}{d \max}\right)$ $TH(i) = \frac{1}{N} \sum_N \frac{1}{n} \sum_n \left(1 - \frac{h \min}{h \max}\right)$	$TD(i)$ y $TH(i)$ = diferenciación diamétrica y en altura de la parcela $i$ ; $n$ = número de vecinos considerados; $N$ = número de árboles medidos; $d \min$ , $d \max$ , $h \min$ y $h \max$ = diámetros son los diámetros y alturas menor y mayor entre $i$ y cada uno de sus $n$ vecinos.
Distribución vertical de especies $A$	$A = - \sum_{i=1}^S \sum_{j=1}^Z p_{ij} \cdot \ln(p_{ij})$	$S$ = número de especies presentes; $Z$ = número de estratos de altura (4 en este caso); $P_{ij}$ = proporción de especies en las zonas de altura; $n_{ij}$ = número de individuos de la especie $i$ en la zona $j$ ; $N_i$ = número total de individuos.

tre las parcelas para este índice se realizó a través de la prueba de hipótesis sobre la similitud o diferencia en la diversidad-abundancia *t* de *Hutcheson* (Magurran, 1988) dada por la ecuación [1] y con grados de libertad estimados por la ecuación [2]:

$$t = \frac{H_1 - H_2}{\left[ \text{Var}(H_1) + \text{Var}(H_2) \right]^{1/2}} \quad [1]$$

$$df = \frac{\left[ \text{Var}(H_1) + \text{Var}(H_2) \right]^2}{\left[ \text{Var}(H_1) \right]^2 / N_1 + \left[ \text{Var}(H_2) \right]^2 / N_2} \quad [2]$$

donde:  $H_i$  = índice de Shannon de la parcela  $i$ ;  $\text{Var } H_i$  = varianza del índice de Shannon de la parcela  $i$ ;  $N_i$  = número total de individuos en  $i$ -ésima parcela.

#### Índice de Mezcla de especies de Gadow

La estimación del índice de mezcla de especies de Gadow  $M_i$  (Gadow, 1993; Fülde, 1995), se realizó considerando los 250 *grupos estructurales de cinco árboles* ubicados dentro de cada parcela. El valor de este índice puede variar entre 0 y 1 (Tabla 1). En el caso de usar cuatro vecinos el valor de  $M_i$  puede asumir 5 diferentes valores (0,0, 0,25, 0,50, 0,75 y 1). Valores cercanos a cero indican que las especies tienden a agruparse y no se mezclan entre ellas; por el contrario, valores cercanos a uno indican una preferencia a mezclarse.

#### b) Distribución espacial

Diversos métodos han sido propuestos para la caracterización de la distribución espacial de los árboles dentro de los rodales (Clark y Evans, 1954; Cox, 1971; Gadow *et al.*, 1998). Para evaluar la distribución espacial de ambas parcelas, en este trabajo fueron estimados: el índice de distancias, el índice de Clark y Evans y el índice de uniformidad de Gadow.

#### Índice de distancias

El índice de distancias  $D_i$  (Pommerening *et al.*, 1996; Pommerening, 1997), caracteriza la distribución individual de los árboles en un bosque en base a la distancia del árbol de referencia a sus vecinos más cercanos. Los promedios de las distancias observadas entre los árboles de los 250 sitios estructurales se distribuyeron en 10 clases que comprenden rangos de 1 m de acuerdo con Aguirre *et al.* (1998). Clase 1:  $0 < D_i \leq 1$  m; clase 2:  $1 \text{ m} < D_i \leq 2$  m;....; clase 9:  $8 \text{ m} < D_i \leq 9$  m; clase 10:  $9 \text{ m} < D_i$ .

#### Índice de Clark & Evans

El índice  $R$  de Clark & Evans (Clark & Evans, 1954; Pretzsch, 1996), se basa en las relaciones de distancia entre árboles vecinos. Para todos los árboles  $N$  de una superficie  $A$ , se obtienen las distancias  $ri, i = 1 \dots N$  a su vecino más próximo. La distancia media ( $\bar{r}_{observada}$ ) se relaciona con la distancia media esperada para la distribución aleatoria del arbolado. Usualmente la interpretación de los valores de  $R$  se hace como sigue:  $R > 1$  si la distribución de los árboles tiene una tendencia a la regularidad,  $R \approx 1$  si la distribución de los árboles es aleatoria y  $R < 1$  si hay una tendencia de los árboles a agruparse. Por la utilización de superficies pequeñas de muestreo, el efecto de borde se eliminó, aplicando el método de corrección desarrollado por Donnelly (1978, en Nagel, 1994).

#### Índice de uniformidad de Gadow

La determinación del índice de uniformidad  $W_i$  de Gadow (Gadow *et al.*, 1998), que se basa en la medición de los ángulos entre dos vecinos al árbol de referencia  $i$  y su comparación con un ángulo estándar  $\alpha$ , de tal manera que considerando cuatro vecinos al árbol de referencia  $W_i$  puede tomar valores de 0 hasta 1, donde un valor cercano a cero representa condiciones de regularidad, valores cercanos al 0,5 muestran tendencia a la aleatoriedad y aquellos próximos a 1 presentan condiciones de agrupamiento. En este trabajo un ángulo estándar de  $72^\circ$  fue utilizado en la estimación de este índice, debido a que en las simulaciones de Hui y Gadow (2002) se encontró a este valor como el óptimo ángulo estándar produciendo un promedio de  $\bar{W} = 0,5$  para una distribución aleatoria.

#### c) Diferenciación dimensional

Una de las principales características que definen la estructura de un rodal es la variación existente entre los tamaños de los árboles que la constituyen. Los parámetros coeficiente de homogeneidad, los índices de diferenciación diamétrica y de altura y el índice de perfil de especies fueron estimados para evaluar el efecto que supone el aprovechamiento forestal sobre la estructura dimensional de este ecosistema forestal.

#### Coeficiente de homogeneidad

El coeficiente de homogeneidad  $H$  (De Camino, 1976), se define por la relación porcentual entre número de árboles y volumen por categorías diamétricas,

y supone el hecho de que en un rodal totalmente homogéneo todos los árboles tienen el mismo volumen, mientras que en uno heterogéneo un alto porcentaje de árboles representa una proporción pequeña de volumen, y pocos individuos contribuyen con la mayor proporción volumétrica. Vargas (1999) y Quiñones (2001) encontraron que este índice puede ser estimado con igual exactitud utilizando el área basal, por lo que en este trabajo se utilizó esta variable debido al gran número de especies presentes dentro de parcelas y a las diversas formas de sus fustes, lo que dificulta la estimación del volumen.

### Índices de diferenciación diamétrica y de altura

Los índices de diferenciación diamétrica y de altura (Gadow, 1993; Fülker, 1995), fueron obtenidos al igual que otros índices de las relaciones de vecindad de los árboles (ver Tabla 3). El valor de ambos se incrementa al aumentar la diferencia media de los tamaños de los árboles cercanos al árbol de referencia. Un valor de cero corresponde a una situación donde en la que todos los árboles tienen el mismo tamaño. Se integraron cinco grupos de diferenciación dimensional de acuerdo con Aguirre *et al.* (1998), con las siguientes categorías: (Escasa:  $0,0 < TD_i$  y  $TH_i < 0,2$ ; Moderada:  $0,2 < TD_i$  y  $TH_i < 0,4$ ; Media:  $0,4 < TD_i$  y  $TH_i < 0,6$ ; Alta:  $0,6 < TD_i$  y  $TH_i < 0,8$ ; Muy Alta  $0,8 < TD_i$  y  $TH_i < 1$ ).

### Índice de perfil de especies

Para la caracterización de la estructura vertical de las especies se utilizó el índice de perfil de especies  $A$  (Pretzsch, 1996; Biber, 1997), derivado a partir del índice de Shannon (1949). Este índice, a diferencia del índice de Shannon, describe la ubicación de las especies en diferentes estratos de altura.  $A$  toma valores entre 0 y un valor máximo ( $A_{\max}$ ). Un valor  $A = 0$  significa que el rodal está constituido por una sola especie que ocurre además en un sólo estrato.  $A_{\max}$  se alcanza cuando la totalidad de las especies ocurren en la misma proporción tanto en el rodal como en los diferentes estratos y depende del número de especies ( $S$ ) y de estratos ( $Z$ ).  $A_{\max}$  se obtiene mediante la ecuación 3. Para la estimación de la distribución vertical de las especies, se definieron cuatro estratos o zonas de altura: a) Estrato I: sobre 75 hasta 100% de la altura máxima de ambos rodales (22,5 m); b) Estrato II: sobre 50 hasta 75%; c) Estrato III: sobre 25 hasta 50%; a) Estrato IV: menor o igual que 25%.

$$A_{\max} = \ln(S * Z) \quad [3]$$

A partir del índice de perfil de especies se puede calcular un valor de equitatividad ( $E$ ) de manera análoga al índice de Shannon mediante la ecuación 4, ya que en ocasiones es más interesante conocer la distribución de las especies en proporciones dentro de los diferentes estratos sin que influya en número de especies presentes (Aguirre *et al.*, 1988).

$$E = \frac{A_i}{A_{\max_i}} \quad [4]$$

donde  $A_i$  es el índice de perfil de especies en parcela  $i$  y  $A_{\max_i}$  es el valor máximo que puede ser alcanzado por la parcela  $i$ .

## Resultados y Discusión

### Descripción dasométrica

Se puede observar que las parcelas presentan algunas diferencias importantes. En la  $P_1$  se encontraron 22 especies arbóreas; mientras que en la  $P_2$  fueron observadas un total de 29 especies, compartiendo 18 especies entre sí de un total de 33. Se obtuvo una densidad de 1024 y 1298 individuos por ha para la  $P_1$  y  $P_2$  respectivamente, lo que indica que es un bosque denso (Puig y Bracho, 1987; Puig, 1993). Las especies más abundantes fueron *Liquidambar styraciflua*, *Ostrya virginiana*, *Carya ovata*, *Quercus sartorii* y *Podocarpus reichei*. Cada una de estas especies con más de 100 individuos por ha. El gran número de individuos (410 por ha) de *Liquidambar styraciflua* encontrados en la  $P_2$ , que corresponden al 31,5% y 45,3% de la abundancia y área basal total, respectivamente, se atribuye a la tala que se practicó en algún tiempo en esa área, ya que abrió en el dosel espacios que permitieron la entrada de mayor cantidad de luz, lo cual favoreció el desarrollo de esta especie; al respecto Rzedowski (1978) y Puig y Bracho (1987) mencionan el carácter heliófilo de esta especie y que su desarrollo puede ser utilizado como un indicador de perturbación del sitio.

### Diversidad de especies

La prueba de similitud o diferencia en la diversidad entre las parcelas de muestreo, medida a través del índice de Shannon ( $H'_1 = 2,46$  y  $H'_2 = 2,32$ ) mostró dife-

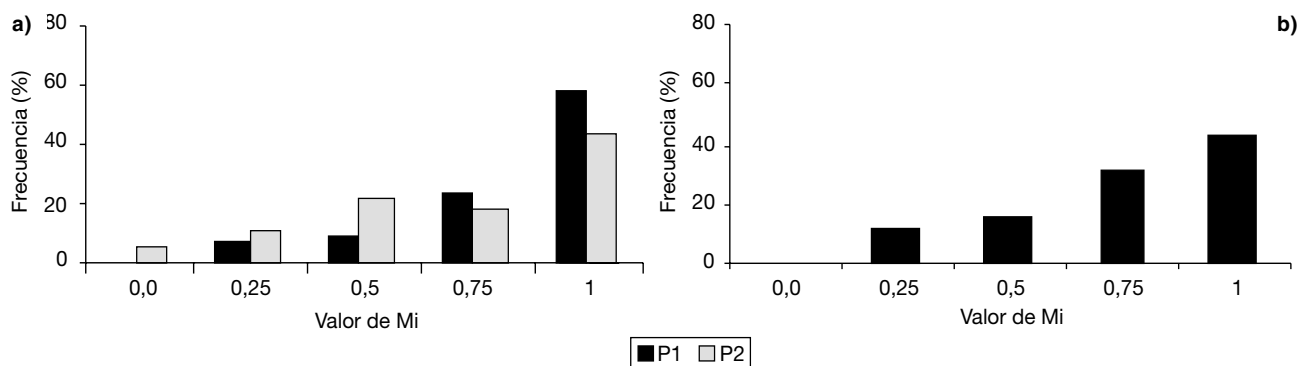
rencias significativas en términos de diversidad y abundancia del estrato arbóreo al 5% de nivel de significación ( $t=2,10$ ;  $p>t\ 0,0355$ ), de lo que se deriva que los aprovechamientos forestales que existieron en esta parcela modificaron la diversidad y abundancia de las especies arbóreas presentes. En bosques templados de Durango, Graciano (2001) encontró también que las cortas selectivas practicadas en esa región disminuyen la diversidad arbórea.

El grado de mezcla de especies mostró también diferencias significativas en los valores promedio de este índice ( $t=5,49$ ;  $p>t\ 0,0001$ ). Los valores medios en estas fracciones fueron  $\bar{M}i_1=0,82$  y  $\bar{M}i_2=0,70$ ; indicando que en la  $P_1$  las especies tienden a mezclarse en mayor grado que en la  $P_2$ , donde la abundancia de especies es más heterogénea. Mediante la representación gráfica de la distribución de los valores de este índice (Figura 2a), se puede analizar en forma más precisa la mezcla espacial de los árboles. Se aprecia por ejemplo que en la  $P_2$ , el 5% de los *grupos estructurales de cinco árboles* tienen un valor de mezcla igual a cero, por lo tanto, estos árboles conforman grupos de cinco individuos de una misma especie; mientras que en la  $P_1$ , no se observó esta situación, en ésta todos los sitios presentaron dos o más especies distintas. Por otro lado, en la  $P_1$  más del 80% de los árboles conviven con dos o tres especies diferentes cuando son considerados como árbol de referencia; mientras que en la  $P_2$  esta situación ocurre solamente en un 60% de los casos. En ambas parcelas las especies que más se mezclan son *Ostrya virginiana*, *Quercus germana*, y en menor grado *Clethra pringlei*; una distribución espacial al azar para las primeras dos fue reportada por Puig y Bracho (1987), resultados que coinciden con la evaluación de este índice.

La estimación de la diversidad de especies es una herramienta útil para comparar los efectos del aprovechamiento forestal sobre la composición de especies (Kammesheidt, 1996; Del Río *et al.*, 2003). Los dos índices de diversidad utilizados en este trabajo (Shannon y  $Mi$ ), mostraron pertinencia en la evaluación del efecto que tienen las cortas selectivas sobre la diversidad arbórea en este tipo de bosque. Sin embargo el uso del *Índice de Mezcla de especies de Gadow*, presenta la ventaja de evaluar para cada especie la tendencia a mezclarse con árboles de otras especies; o por el contrario a agruparse con individuos de la misma especie, ya que las relaciones de los árboles vecinos con el árbol de referencia son consideradas en el cálculo de esta variable. Un ejemplo del uso de este índice para evaluar el grado de mezcla a nivel de especie se presenta en la Figura 2b. Esta figura muestra la distribución observada de  $Mi$  para la especie *Ostrya virginiana* dentro de la parcela 1.

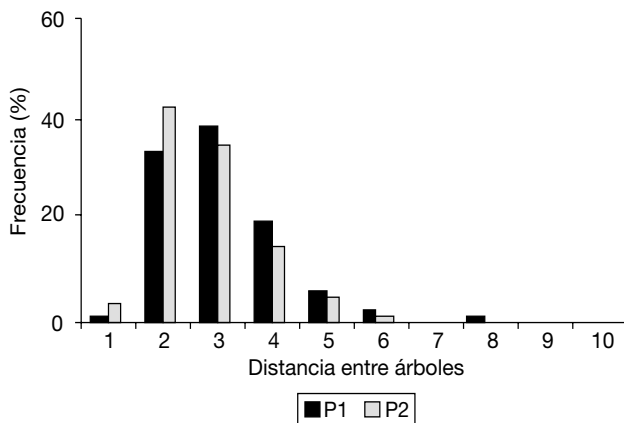
### Estructura espacial

Los valores del índice de distancias de la  $P_1$  presentaron un rango de 0,59 a 7,5 m con un valor medio  $\bar{D}i_1=2,53$  m; mientras que en la  $P_2$  los valores fluctuaron de 0,42 a 5,47 m con  $\bar{D}i_2=2,20$  m. Estos promedios comparados a través de la prueba de  $t$  fueron significativamente diferentes ( $t=5,25$ ;  $p>0,0001$ ) lo que significa que la distribución de los árboles presenta una estructura espacial más agregada en la  $P_2$ , tomando como referencia las distancias entre un árbol  $i$  y sus cuatro vecinos más cercanos. En la Figura 3 se presenta la distribución de las clases de distancia entre árboles en ambas parcelas y puede observarse que



**Figura 2.** Grado de Mezcla ( $Mi$ ). A) Muestra la distribución observada de los valores de este índice en dos parcelas de observación en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. b) La distribución observada de  $Mi$  para la especie *Ostrya virginiana* dentro de la Parcela 1.





**Figura 3.** Distribución observada de las clases de distancia entre árboles en dos parcelas de observación en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México.

en la P<sub>2</sub> el 81,35% de los árboles presentan distancias entre 1 y 3 metros, mientras que en la P<sub>1</sub> solo un 73% de sus árboles tienen estas distancias; situación que los hace tener una distribución diferente, debido posiblemente a que en la P<sub>2</sub> los espacios abiertos por cortas selectivas fueron colonizados principalmente por *Liquidambar styraciflua* con una alta densidad, que se encuentra actualmente en una etapa de autoaclareo.

El índice *R* de Clark y Evans, tuvo un valor de 0,92 en la P<sub>1</sub> y 0,88 en la P<sub>2</sub>, respectivamente; interpretando los valores de esta variable se puede deducir que en ambas parcelas hay una tendencia a la formación de grupos por parte de los árboles. En P<sub>1</sub> la distribución de los árboles es ligeramente más aleatoria que en P<sub>2</sub>, donde la tendencia de los individuos a agruparse en algunas porciones del terreno total es más clara como consecuencia de las cortas que existieron en esta fracción. Por ejemplo, al evaluar el grado de mezcla de *Liquidambar styraciflua* en P<sub>2</sub> a través de la mezcla de especies, se observó que en casi un 25% de los casos a esta especie se le encuentra formando *grupos estructurales de cinco árboles* con árboles de su misma especie o de una especie distinta.

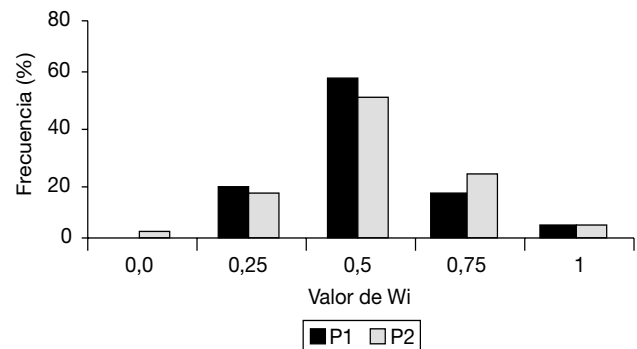
Los valores medios del índice de uniformidad de Gadow para P<sub>1</sub> y P<sub>2</sub> fueron  $\bar{W}_1 = 0,520$  y  $\bar{W}_2 = 0,539$  respectivamente. La prueba estadística de *t* no reflejó diferencias significativas en ellos ( $t = -0,63$ ;  $p > 0,526$ ). Tomando como referencia el trabajo de Hui y Gadow (2002), la distribución espacial de P<sub>1</sub> puede ser considerada como aleatoria, ya que el valor medio de  $\bar{W}_i$  es muy cercano al límite superior de confianza establecido para distribuciones aleatorias (0,475-0,517). Estos autores mencionan que valores menores a 0,475 su-

gieren una distribución regular y aquellos mayores a 0,517 una distribución con tendencia a la formación de grupos. Aguirre *et al.* (2003) definieron como distribuciones al azar parcelas experimentales con valores de  $\bar{W}_i$  hasta de 0,528. La distribución de los valores obtenidos para este índice se muestra en la Figura 4, donde se observa que la diferencia principal entre las parcelas es que en la P<sub>2</sub> se encontró 5% menos de *grupos estructurales de cinco árboles* con una distribución aleatoria ( $W_i = 0,50$ ) y 6% más de sitios con un arreglo irregular ( $W_i = 0,75$ ). Estas situaciones hacen que la parcela con evidencia de aprovechamientos forestales tenga un valor mayor de  $\bar{W}_i$  por lo cual, puede asumirse que los árboles tienden a agruparse en mayor grado que en la fracción sin tal evidencia.

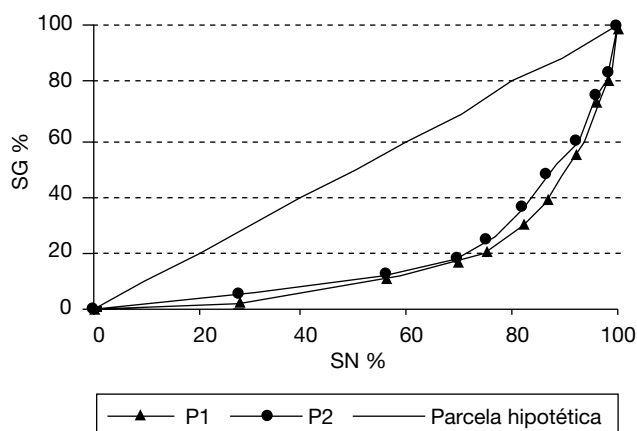
Al comparar el índice de *R* de Clark y Evans con el índice de uniformidad de Gadow, este último presenta ciertas ventajas. Por un lado la estimación de  $W_i$  no requiere conocer la posición de los árboles, ya que las distancias entre los árboles que forman el grupo estructural no son requeridas, mientras que para el cálculo de *R* es necesario conocer la posición de los individuos dentro del rodal, debido a que esta variable es dependiente de la distancia. Por otra parte, el análisis de la distribución de los valores de  $W_i$ , permite una efectiva evaluación de la variabilidad de la distribución del arbolado dentro de una determinada masa forestal (Aguirre *et al.*, 2003).

## Estructura dimensional

Los valores del coeficiente de homogeneidad *H* fueron de 3,05 y 3,2 para las parcelas 1 y 2, respectivamente. La Figura 5, muestra las curvas de Lorenz, que se ob-



**Figura 4.** Distribución y comparación del Índice de Uniformidad de Gadow en dos parcelas de observación en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México.



**Figura 5.** Distribución y comparación del coeficiente de homogeneidad  $H$  para el área basal de dos parcelas de observación en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México.

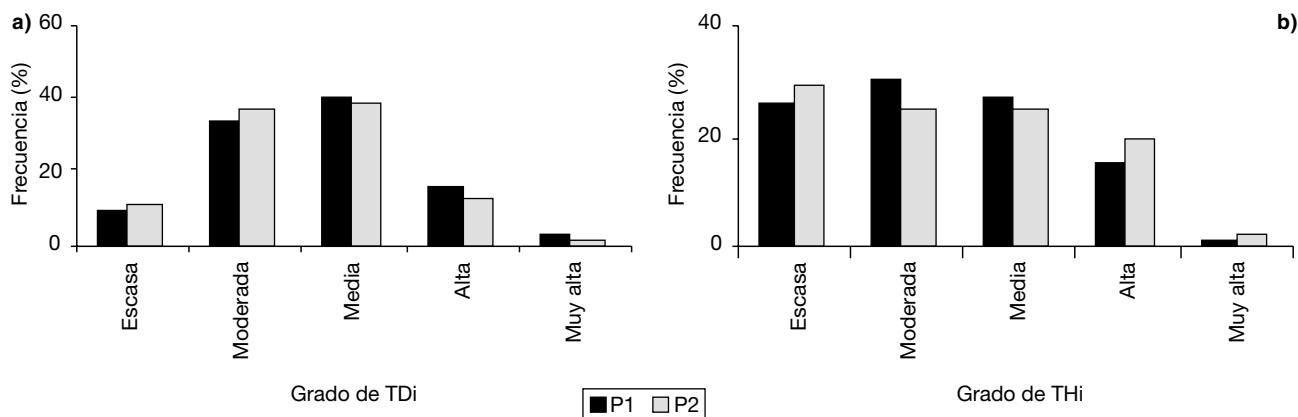
tuvieron para el área basal y se observa que en  $P_2$  la curva se encuentra más cercana a la línea de referencia, lo cual representa una mayor homogeneidad en su estructura arbórea. Otros estudios, también han encontrado una mayor homogeneidad en masas intervenidas como consecuencia de las intervenciones silvícolas practicadas (Aguirre *et al.*, 1998; Del Río *et al.*, 2003). Sin embargo, el cambio en la estructura dimensional dependerá siempre tanto del tipo de tratamiento aplicado, como de la clase de bosque donde éste sea practicado, ya que por ejemplo Solomon y Gove (1999) encontraron un aumento en la diversidad de las clases diamétricas como consecuencia del tratamiento aplicado en una masa irregular.

Los promedios de la diferenciación diamétrica fueron de  $\overline{TD}_1 = 0,44$  y  $\overline{TD}_2 = 0,42$ , respectivamente. Aunque la diferencia no parece ser muy grande en dimen-

sión, dichos valores resultaron ser significativamente diferentes ( $t = 1,99$ ;  $p > t 0,046$ ). Esta diferencia se debe a que en la  $P_1$  fue encontrado un mayor número de grupos estructurales de cinco árboles para las categorías de grado de diferenciación media, alta y muy alta (Figura 6a). Por otro lado, el índice de diferenciación en altura resultó ser más grande en la parcela con evidencias de aprovechamientos forestales ( $\overline{TH}_2 = 0,37$ ), dicho valor fue estadísticamente diferente al valor medio observado ( $\overline{TH}_1 = 0,35$ ) en la parcela sin tal evidencia ( $t = 1,98$ ;  $p > t 0,047$ ). La Figura 6b, muestra la distribución de este índice y en ella puede observarse que la  $P_2$  presenta un mayor número de sitios con clases de diferenciación alta. El mayor grado de diferenciación en altura observado en  $P_2$  sugiere que los espacios abiertos con la tala de árboles en esta parcela permitieron el establecimiento de nuevos individuos de especies heliófilas cuyas alturas difieren significativamente de los árboles remanentes que fueron utilizados probablemente en mucho menor grado (*Ostrya virginiana* y *Carya ovata*, por ejemplo).

El índice de diferenciación diamétrica parece ser consistente con el coeficiente de homogeneidad, ya que ambas variables sugieren menor diferenciación dimensional en la parcela intervenida, por lo tanto, en base a los resultados de este trabajo no puede otorgarse ninguna preferencia a alguno de ellos para el análisis de la diferenciación de la estructura dimensional (horizontal) de ecosistemas forestales. Por otra parte el índice de diferenciación en altura puede proveer una primera impresión general de estructura vertical de un área forestal en particular.

El índice de perfil de especies  $A$  señala una mayor homogeneidad en la ocurrencia de especies dentro de



**Figura 6.** Distribución de los valores del grado de diferenciación en diámetro  $TDi$  (izquierda) y en altura  $THi$  (derecha), en dos parcelas de observación en el bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México.

los cuatro estratos de  $P_1$  ( $A=3,43$  y  $E=0,78$ ), que en los estratos de  $P_2$  cuyos valores fueron  $A=3,23$  y  $E=0,69$ .

En  $P_1$  el estrato I fue el que presentó menor número de especies (6 en total), de las cuales *Quercus sartorii* y *Quercus germana* fueron las especies con mayor número de individuos, representado el 6% de abundancia total (número de árboles por hectárea) para esta parcela. Por otra parte el estrato IV resultó ser en el que ocurre el mayor número de especies, 18 de un total de 22 que fueron observadas dentro de esta parcela. Las especies con mayor abundancia dentro de este estrato fueron *Podocarpus reichei* y *Ostrya virginiana* con 5,26% y 4,33%, respectivamente, del total de los árboles dentro de esta fracción.

En  $P_2$  se observó un mayor grado de variación en la abundancia de especies dentro de los estratos. En esta parcela al igual que en  $P_1$ , el estrato I fue el que tuvo menos especies habiéndose observado un total de 11 especies, de las cuales *Liquidambar styraciflua* y *Quercus sartorii* aportan el 12,63% y 4,16%, respectivamente, de la abundancia total. La suma de la abundancia de estas dos especies representa más del doble que aquella observada para las dos especies con mayor número de árboles en  $P_1$ , donde la ocurrencia de las especies dentro de los diferentes estratos se encuentra mejor balanceada. En esta parcela el estrato III, con 23 especies de un total de 33 observadas, resultó ser el nivel estructural con el mayor número de especies y al igual que en el estrato I *Liquidambar styraciflua* fue la especie más abundante (8,01% del total de árboles), seguida por *Carya ovata* (4,46%).

En términos generales los parámetros abundancia y número de especies se encuentran mejor balanceados en las cuatro zonas de altura de la parcela sin evidencia de aprovechamientos forestales, por lo que, se puede deducir que las especies se distribuyen de forma distinta en los perfiles verticales de estas parcelas y que, además, la apertura de espacios producto de la tala de árboles en la  $P_2$  permitió que la especie *Liquidambar styraciflua* domine la comunidad, debido a su característica de heliófila y a que posee gran eficacia de expandirse mediante reproducción vegetativa (Sosa y Puig, 1987). Por otro lado, los estratos más diversos fueron el IV y III en la  $P_1$  y la  $P_2$ , respectivamente, con un 80% y un 79% del total de las especies en cada una de las parcelas. Además, en este análisis sobre la estructura vertical de ambas parcelas se pudo observar que las especies *Quercus sartorii*, *Liquidambar styraciflua*, y *Ostrya virginiana* contribuyen con los mas grandes porcentajes de abundancia en casi todos es-

tratos, con lo cual se deduce que estas especies desempeñan un papel muy importante en la ecología de estos bosques (Puig y Bracho, 1987; Corral *et al.*, 2001).

## Conclusiones

El empleo de las variables estructurales presentadas en este trabajo permite evaluar el efecto del aprovechamiento forestal sobre la diversidad estructural de los ecosistemas forestales, por lo que se recomienda su uso después de la intervención como un método para el control de los cambios provocados por un determinado tratamiento silvícola. Los aprovechamientos forestales que existieron en una de las parcelas analizadas modificaron la diversidad de especies; la distribución de los árboles tendió a formar grupos y la diferenciación en tamaños cambió significativamente. La apertura de espacios grandes dentro de este bosque permite la colonización de especies de carácter heliófilo como *Liquidambar styraciflua*, cuya excesiva abundancia modifica la diversidad estructural característica de este tipo de bosques.

## Agradecimientos

Al Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) por la beca crédito otorgada al primer autor para realizar estudios de doctorado en Alemania, así como por el apoyo financiero al proyecto CONACyT 41181-Z.

## Referencias bibliográficas

- AGUIRRE O., KRAMER H., JIMÉNEZ J., 1998. Strukturuntersuchungen in einem Kifern-Durchforschungsver-sucht Nordmexikos. Allg Forst -u J Ztg 169, 213-219.
- AGUIRRE O., HUI G., GADOW K. VON, JIMÉNEZ J., 2003. An analysis of spatial forest structure using neighbourhood-based variables. Forest Ecology and Management 183, 137-145.
- ALBERT M., 1999. Analyse der eingriffsbedingten Strukturveränderung und Durchforstungsmodellierung in Mischbeständen. PhD Diss., Faculty of Forest Sciences, Univ. Göttingen, Germany. Hainholz Verlag. pp. 63-68.
- ALBERT M., GADOW K. VON, KRAMER H., 1995. Zur Strukturbeschreibung in Douglasien-Jungbeständen am Beispiel der Versuchsflächen Manderscheid und Uslar. Allg Forst u J Ztg 166, 205-201.
- AYYAPPAN N., PARTHASARATHY N., 1999. Composition, population structure and distribution of Dipterocarps in a tropical evergreen forest at varagalaia, anamalais,

- Western Ghats, South India. *Journal of Tropical Forest Science* 13(2), 297-310.
- BIBER P., 1997. Analyse verschiedener Strukturaspekte von Waldbeständen mit dem Wachstumssimulator SILVA 2. Deutscher Verband Forstlicher Forschungsanstalten. Sektion Ertragskunde. Jahrestagung in Grünberg, pp. 100-120.
- CLARK P., EVANS F.C., 1954. Distance to nearest neighbor as a measure of spatial relationships. *Ecology* 35(4), 445-453.
- CORRAL J., AGUIRRE O., JIMÉNEZ J., NÁVAR J., 2002. Muestreo de diversidad y observaciones ecológicas del estrato arbóreo del Bosque mesófilo de montaña «El Cielo», Tamaulipas, México. *Revista Chapingo Serie Ciencias Forestales y del Ambiente* 8(2), 125-131.
- COX F., 1971. Dichtebestimmung und Strukturanalyse von Pflanzenpopulation mit Hilfe von Abstandmessungen. Mitt. D. BFA f. Forst- u. Holzwirtschaft, Nr. 87. Kommissionsverlag Max Wiedebusch, Hamburg, 182 pp.
- DE CAMINO R., 1976. Zur Bestimmung der Bestandeshomogenität. *Allgemeine Forst Und Jagdzeitung* 147(2/3), 54-58.
- DEL RÍO M., MONTES F., CAÑELLAS I., MONTERO G., 2003. Revisión: Índices de diversidad estructural en masas forestales. *Invest Agrar: Sist Recur For* 2(1), 159-176.
- DEGRAAF R.M., HESTBECK J.B., YAMASAKI M., 1998. Associations between breeding bird abundance and stand structure in the White Mountains, New Hampshire and Maine, USA. *Forest Ecology and Management* 103, 217-233.
- FÜLDER K., 1995. Zur Strukturbeschreibung in Mischbeständen. *Forstarchiv* 66, 149-161.
- GADOW K. VON, 1993. Zur Bestandesbeschreibung in der Forsteinrichtung. *Forst und Holz* 21, 601-606.
- GADOW K. VON, HUI G., 1999. *Modelling Forest Development*. Kluwer Academic Publishers, 213 pp.
- GADOW K. VON, HUI G.Y., ALBERT M., 1998. Das Winkelmass - ein Strukturparameter zur Beschreibung der Individualverteilung in Waldbeständen. *Centralblatt für das gesamte Forstwesen* 115(1), 1-9.
- GADOW K. VON, REAL P., ÁLVAREZ G.J., 2001. Modelización del crecimiento y la evolución de los bosques. *IUFRO World Series*. Vol. 12, 242 pp.
- GRACIANO J.J., 2001. Técnicas de evaluación dasométrica y ecológica de los bosques de coníferas bajo manejo de la Sierra Madre Occidental del centro sur de Durango, Mexico. Tesis de Maestría. Facultad de ciencias Forestales. CAPITULO VIII. UANL. Linares, N.L., México, pp 127-153.
- HUI G., GADOW K. VON, 2002. Das Winkelmass. Herteilung des Optimalen Standardwinkels. *Allgemeine Forst u Jagdzeitung* 10, 173-177.
- HUI G.Y., HU Y.B., 2001. Measuring species spatial segregation in mixed forest. *For Res* 14(1), 23-27.
- HUMPHREY J.W., NEWTON A.C., PEACE A.J., HOLDEN, E., 2000. The importance of conifer plantations in northern Britain as a habitat for native fungi. *Biological Conservation* 96, 241-252.
- KAMMESHEIDT L., 1996. Auswirkungen selektiver Holznutzung auf die Baumartendiversität eines regenrunden Feuchtwaldes in Venezuela. *Forstarchiv* 67, 14-24.
- MAGURRAN A.E., 1988. *Ecological diversity and its measurement*. Princeton University Press, 200 pp.
- NAGEL J., 1994. Structural analysis of the forest reserve Saubrink on the basis of a permanent sample plot data. Mixed Stands. Research Plots. Measurements and Results. Models. Proceedings from the Symposium of the IUFRO Working Groups S4.01-03 S4-01-04 in Lousã/Coimbra. Portugal. 81-96 pp.
- NEUMANN M., STARLINGER F., 2001. The significance of different indices for stand structure and diversity in forests. *Forest Ecology and Management* 145, 91-106.
- PANDE P.K., 2001. Structures of tropical dry deciduous teak (*Tectona Grandis*) forests of Satpura Plateau (India) with special emphasis on regeneration and disturbance. *Journal of Tropical Forest Science* 13(2), 322-328.
- POMMERENING A., LEWANDOWSKI A., 2000. WaldSim 3.0 - Ein Programm zur Simulation von Inventurverfahren und zur Auswertung von Vollerhebungen in strukturreichen Wäldern. Handbuch. Institut für Waldinventur und Waldwachstum. Göttingen. 43 pp.
- POMMERENING A., WIERGARD C., GADOW K. VON, 1996. Bestandesinventuren in strukturreichen Wäldern. Information für die Zielstärken – und Wertnachhaltigkeit. Projektbericht. Göttingen. 68 pp.
- POMMERENING A., 1997. Eine Analyse neuer Ansätze zur Bestandesinventur in strukturreichen Wäldern. Dissertation. Göttingen Universität. Cuvillier Verlag, Göttingen, 150 pp.
- PRETZSCH H., 1996. Strukturvielfalt als Ergebnis waldbaulichen Handels. *Allgemeine Forst- und Jagdzeitung* 67(11), 213-221.
- PRETZSCH H., 1998. Structural diversity as a result of silvicultural operations. *Lesnictví-Forestry* 44(10), 429-439.
- PUIG H., BRACHO R., 1987. El bosque mesófilo de montaña de Tamaulipas. Instituto de Ecología. México, 186 pp.
- PUIG H., 1993. Árboles y arbustos del bosque mesófilo de montaña de la reserva El Cielo, Tamaulipas, México. 83 pp.
- QUINÓNEZ M.A., 2001. Caracterización silvícola y estructural de Rodales de *Pinus pseudostrobus* Lindl, en el Sur de Nuevo León. Tesis de Maestría. Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León. Linares, Nuevo León. 93 pp.
- RZEDOWSKI J., 1978. *Vegetación de México*. Limusa. México. 432 pp.
- SHANNON C.E., 1949. The mathematical theory of communication. En: Shannn C.E., Weaver W. (ed): *The mathematical theory of communication urbana*. Univ. Of Illinois Press 3-91.
- SOKAL R.R., ROHLF J.F., 1995. *Biometry*. 3er ed. W. H: Freeman, New York. 887 pp.
- SOLOMON D.S., GOVE J.H., 1999. Effects of uneven-age management intensity on structural diversity in two major forest types in New England. *Forest Ecology and Management* 114, 265-274.
- SOSA V.J., PUIG H., 1987. Regeneración del estrato arbóreo del bosque mesófilo de montaña. CAPITULO VI. El bosque mesófilo de montaña de Tamaulipas. Instituto de Ecología. México. 186 pp.
- THOMASIUS H., SCHMIDT P., 1996. *Waldforstwirtschaft und Umwelt*. Economica Verlag. Bonn. 435 pp.
- VARGAS L.B., 1999. Caracterización de la productividad y estructura de *Pinus hartwegii* Lindl. En tres gradientes altitudinales en el Cerro Potosi, Galeana, Nuevo León. Tesis de Maestría. Facultad de Ciencias Forestales. Universidad Autónoma de Nuevo León. Linares, Nuevo León. 93 pp.